فصلنامه تخصصي تحقيقات حشره شناسي

جلد ۱، شماره ۱، سال ۱۳۸۸، (۴۳–۵۵)

دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اراک شاپا ۴۶۶۸–۲۰۰۸ http://jer.entomology.ir

Batrachedra amydraula Meryrick مطالعه پراکنش کرم میوه خوار خرما (Lep.: Batrachedridae) در استان خوزستان با استفاده از مدل ژئواستاتیستیک

مسعود لطيفيان*'، ابراهيم سليمان نژاديان

۱ – موسسه تحقیقات خرما و میوههای گرمسیری کشور، اهواز
 ۲ – گروه گیاهپزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید چمران اهواز

*چکید*ہ

کرم میوه خوار خرما، Batrachedra amydraula یکی از مهمترین آفات خرما در استان خوزستان میباشد. در این تحقیق طی سالهای ۱۳۸۲–۱۳۸۴ از روش نمونه گیری تصادفی خوشهای یا ناحیهای برای بررسی مدل ژئواستاتیستیکی پراکنش آن استفاده شد. محلهای نمونهبرداری شامل ۶۵ پلات از طول جغرافیایی حداقل ۲۹/۵۹ تا حداکثر ۲۲/۰۸ و عرض جغرافیایی حداقل ۲۹/۸۸ تا حداکثر ۵۰/۱۰ در استان خوزستان واقع گردیدهاند. واریو گرافی پراکنش شدت آسیب آفت در مناطق مختلف مورد مطالعه بر اساس مدلهای کروی، نمایی، خطی، خطی تاسیل و گوسی برازش گردید و بر اساس آن نقشه کریجینگ پراکنش آن ترسیم شد. نتایج نشان داد که مدل واریو گرافی پراکنش کرم میوه خوار در طی سه سال به حالت نمایی برازش مناسب تری نسبت به سایر مدلها نشان می دهد. میزان اثر قطعهای مدل نیز به ترتیب سه سال ۲۰/۰۳ و ۷۶۰ بهدست آمد واریو گرام به ترتیب در سه سال معادل ۲۹/۵۶ و ۲۲۸/۲ و ۲۵۹۴ کیلومتر است که در فواصل بیشتر از ایس حد کمترین میستگی بین داده های شان ماد کر ۲۳۹/۵ و ۲۲۸/۰ و ۲۵۴ کیلومتر است که در فواصل بیشتر از ایس حد کمترین نشان دهنده نسبت به سایر مدلها نشان می دهد. میزان اثر قطعهای مدل نیز به ترتیب سه سال ۲۵/۰۱ و ۲۰۱۰ به دست آمد واریو گرام به ترتیب در سه سال معادل ۲۳۹/۸ کرام و ۲۵۹۴ کیلومتر است که در فواصل بیشتر از ایس حد کمترین نشان دهنده نسبت پوشش ناحیه از جمعیت آفت در سالهای انجام تحقیق است. نتایج این تحقیق می تواند روشی دقیق، نشان دهنده نسبت پرای رزیابی شدت آسیب کرم میوه خوار خرما در مدیریت تلفیقی آن ارائه نماید.

واژه های کلیدی: خرما، کرم میوهخوار، پراکنش مکانی، ژئواستاتیستیک، خوزستان

تاریخ دریافت مقاله (۸۷/۱۱/۱۴) – تاریخ پذیرش مقاله (۸۸/۱/۲۵)

^{*}نويسنده رابط، پست الكترونيكي: Masoudlatifian@yahoo.com

مقدمه

کرم میوه خوار خرما، Batrachedra amydraula Meryrick، یکی از آفات مهم درخت خرما می باشد که به شب پره کوچک خرما نیز معروف است. در سالهای اخیر خسارت کرم میوهخوار خرما رو به افزایش بـوده بـهطـوری کـه در بعـضی مناطق مثل شهر بم باعث ۵۰ تا ۷۰ درصد ریزش میوه شده است. این آفت علاوه بر خسارت زیادی که به محصول درختی وارد می آورد، آفت انباری خرما نیز محسوب می گردد (بهداد، ۱۳۷۶؛ قریب، ۱۳۷۰؛ Dowson, 1982). برای تدوین برنامههای مدیریت مبارزه با آفت، آگاهی از تغییرات جمعیت آن در منطقه در طی زمان ضروری است. جمعیتهای حشرات به صورت طبیعی از نظر تراکم در نقاط مختلف متفاوت میباشند. این عدم یکنواختی تراکم جمعیت در توسعه روش های نمون برداری، درک روابط شکار و شکارچی در برنامههای مبارزه بیولوژیک و توسعه استراتژیهای منطقهای مدیریت تلفیقی مبارزه با آفات بسیار موثر است. تلاش های زیادی جهت مشخص کردن الگوهای اختصاصی پراکنش حشرات انجام شده ولی در آن ها به محلهای نمونهبرداری که عامل مهم و اساسی تعیینکننده پراکنش میباشد، توجه نشده است (Story & Congalton, 1994). طی دهههای ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ روش ژئواستاتیستیک در حل مسایل اکولوژیکی استفاده گردید و در سالهای اخیر از ایـن روش در حل مسئله اکولوژیکی مدیریت تلفیقی آفات در موارد زیادی استفاده شده است. به کمک این روش دامنه کاربرد یک روش مبارزه در مناطق تحت پوشش برنامههای مدیریت تلفیقی آفات مشخص خواهد گردید. نتایج این نوع مطالعات که به صورت نقشههای کریجینگ قابل ارایه میباشند، مناسبترین تخمین از مناطق پیوسته جهت اجرای برنامههای مدیریت تلفیقی آفات را که اولین قدم درحل این مسئله اکولوژیکی است، ارایه میدهند. مطالعات مربوط به بیولوژی جمعیت حشرات با زمان دگرگون شده است (Srividya et al., 2002). در بررسی الگوهای اختصاصی پراکنش جمعیت حـشرات روشهـای معمـولی تجزیـه و تحلیل مشکل و پیچیده است. پیشرفتهای اخیر در تجزیه و تحلیل دادهها، از جمله سیستمهای اطلاعات ژئواستاتیستیک به مقدار زیادی از مشکلات موجود کاسته است (Goovaets, 1997; Dent & Walton, 1999).

از مثالهای موفقیت آمیز کاربرد مدلهای ژئواستاتیستیکی در مدیریت تلفیقی آفات می توان به پیش بینی جمعیت پروانه ابریشم بافناجور در یک دوره ۲۰ ساله اشاره نمود که به کمک این روش جهت مهاجرت و اثرات عوامل مختلف بیولوژیکی و آب و هوایی بر شدت خسارت آن در مناطق جنگلی قابل پیش بینی گردید. از اطلاعات این تحقیق برای درک روابط شکار و شکارگر، رقابت درون گونهای و بین گونهای و توسعه استراتژی های مدیریت کنترل آفت مزبور در منطقه استفاده گردید و شکارگر، رقابت در منطقه استفاده و توسعه استراتژی می مدیریت کنترل آفت مزبور در منطقه استفاده گردید و شکارگر، رقابت درون گونهای و بین گونهای و توسعه استراتژی های مدیریت کنترل آفت مزبور در منطقه استفاده گردید (Liebhold *et al.*, 1991) از موارد دیگر می توان به بررسی پراکنش حشرات کامل سوسک ریشه ذرت در مزارع یکپارچه شمال امریکا اشاره نمود که به کمک روش های ژئواستاتیستیکی مشکل ردیابی و پیش بینی شروع فعالیت آن در ابتدای فصل محل گردیده است (کردیده است (کردیده است (کردیده است (کردید است در می توان به می رسی پراکنش حشرات کامل سوسک ریشه ذرت در مزارع یکپارچه می مال امریکا اشاره نمود که به کمک روش های ژئواستاتیستیکی مشکل ردیابی و پیش بینی شروع فعالیت آن در ابتدای فیصل می کردیده است (کردیده است (کردیده است (کردیده است (کردیده است (که که می که می کل ردیابی انواع ملخ ها از جمله ملخ صحرایی که می کل بین المللی می باشد، به کمک روش های ژئواستاتیستیکی حل شود (Story & Congalton, 1994).

تا به حال هیچ گونه تحقیقی پیرامون بررسی الگوی پراکنش کرم میوهخوار خرما و میزان اهمیت آن در هریک از مناطق خرماخیز به عمل نیامده است (بهداد، ۱۳۷۶؛ قریب، ۱۳۷۰؛ لطیفیان، ۱۳۷۹). این تحقیق با هدف تصمیم گیری در مدیریت کرممیوه خوار خرما به کمک روش های ژئواستاتیستیک انجام گرفت تا به کمک آن مناطق یکنواخت و یکسان از دیدگاه مدیریت تلفیقی مشخص گردد.

مواد و روشها

الف– روش نمونهبرداري

در این تحقیق برای انجام نمونهبرداری از روش نمونه گیری تصادفی خوشهای یا ناحیهای^۱ در استان خوزستان استفاده شد. این روش نمونهبرداری به این دلیل انتخاب شد که جامعه نمونهبرداری بسیار بزرگ بود. توزیع جغرافیایی اعضای جامعه نمونهبرداری به گونهای است که انجام نمونهبرداری از همه آنها به دلیل محدودیت امکانات مقدور نمیباشد. برای این منظور جامعه نمونهبرداری را پلاتبندی نموده و از داخل هر پلات نمونهای به اندازه یک هکتار به صورت تصادفی انتخاب گردید تعداد پلاتهای نمونهبرداری لازم براساس مطالعات انجام شده در استان خوزستان ۶۵ عدد میباشد. در داخل هر پلات یک نخلستان بهصورت تصادفی انتخاب گردیده و علامتگذاری گردید و نمونهبرداری در زمانهای مختلف از همان نخلستان به عمل آمد. برای این منظور در هر نخلستان انتخابی به فاصله ۸ متر از حاشیه نخلستان به صورت زیگزاگ حرکت نموده و در حین حرکت تعداد ۵۱ اصله درخت نخل انتخاب کرده و آلودگی به آفت به صورتهای زیر برآوردگردید (لطیفیان، ۱۳۸۰).

علائم خسارت این آفت روی خوشههای خرما کاملا مشخص است، به این ترتیب که علائم خسارت این آفت روی خوشههای درخت خرما به صورت قهوهای شدن و سپس ریزش میوه های آسیب دیده می باشد. سپس در هر درخت خوشههای آلوده و سالم مشخص گردیده و درجه آلودگی به صورت جدول ۱ درجه بندی شدند. زمان نمونه برداری در هر یک از شهرستان ها مصادف با وقوع حداکثر فعالیت آفات خرما در منطقه بوده که براساس نظر کارشناسان منطقه و تحقیقات انجام شده انتخاب شد. حدود تقریبی زمان های نمونه برداری براساس اطلاعات به دست آمده از نتایج طرحه ای تحقیقاتی از اوایل اسفند تا اواخر شهریورماه می باشد.

مقدار آلودگی	كد انتخابي	کیفیت آلودگی
فقدان آسيب	•	خوشه سالم
بین صفر تا ۲۵درصد خوشه آسیبدیده	١	آلودگی کم
بین ۲۵ تا ۵۰ درصد خوشه آسیبدیده	۲	آلودگی متوسط
بین ۵۰ تا ۷۵درصد خوشه آسیبدیده	٣	آلودگی زیاد
بیش از ۷۵درصد خوشه آسیبدیده	۴	آلودگی شدید

جدول۱– درجهبندی کیفیت آلودگی کرم میوهخوار خرما

سپس شدت آلودگی در هر درخت از رابطه زیر برآورد شد (لطیفیان، ۱۳۸۰):

شدت آلودگی در هر نخلستان معادل میانگین شدت آلودگی ۱۵ فرد نخل خرمای نمونهبرداری شده بود. در این رابطه a= تعداد خوشههای با آلودگی کم d= تعداد خوشههای با آلودگی متوسط c= تعداد خوشههای با آلودگی شدید = تعداد کل خوشههای هر درخت = تعداد کل خوشههای هر درخت

¹⁻ Cluster random sampling

ب– مدل،های مورد استفاده

روش های زمین آماری بر پایه نظریه متغیر مکانی استوار است (Wright et al., 2002; Story & Congalton, 1994). یک متغیر مکانی عبارت است از هر خصوصیت محیطی یا زیستی که در فضای دو بعدی و یا سه بعدی توزیع شده باشد. تغییرات این دسته از متغیرها از نقطهای به نقطه دیگر مشخص و دارای پیوستگی آشکاری می باشند. مشخصه هایی از جمله شدت خسارت و تراکم جمعیت آفات مثالهایی از متغیرهای مکانی هستند. تفاوت اساسی بین آمار کلاسیک و ژئواستاتیستیک در این حقیقت نهفته است که در آمار کلاسیک فرض بر آن است که نمونه هایی که از جامعه گرفته می شود، مستقل از یک دیگر بوده و بنابراین وجود یک نمونه هیچ گونه اطلاعاتی درباره نمونه بعدی که در فاصلهای معین از آن واقع شده است را نشان نمی دهد. لیکن نظریه متغیرهای مکانی بر این پایه استوار است که خصوصیات مختلف محیطی دارای وابستگی مکانی هستند، بدین ترتیب که مقادیر یک متغیر محیطی در فواصل نزدیک دارای تشابه بیشتری بوده که با ازدیاد فاصله این همبستگی مکانی بین دو نمونه مورد نظر کاهش می بابد. چنین وابستگی مکانی بین نمونه ها را می توان به صورت یک مدل ریاضی تحت عنوان بین دو نمونه مورد نظر کاهش می بابد. چنین وابستگی مکانی بین نمونه ها را می توان به صورت یک مدل ریاضی تحت عنوان

ب-۱- واريو گرام

بهطور کلی طبیعی ترین روش برای مقایسه ویژگی معین (Z) در دو نقطه به فاصله مشخص h بررسی اختلاف مقادیر خصوصیت مورد نظر در آن دو نقطه [(xi)-Z(xi+h)] (رابطه۲) میباشد. از آن جایی که علامت این اختلاف مورد نظر نبوده بلکه قدر مطلق آن اهمیت دارد، لذا این اختلاف را می توان به صورت [(Z(xi)-Z(xi+h)] مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در عمل، این اختلاف که بیانگر تفاوت دو نقطه است، چندان مورد توجه نبوده بلکه اختلاف مقدار متغیر مورد نظر در نقطه x و کلیه نقاط دیگر، که به فاصله h از آن قرار گرفتهاند، مورد نظر می باشد. بن ابرایس برای تمام موقعیت های ممکن x و h می بایستی مقدار متوسط [یر (xi)-Z(xi)] را محاسبه و در نظر گرفت. با توجه به این که متوسط این کمیت صفر و یا نزدیک

(رابطه ۳)
$$2\gamma = AVE[Z(xi) - Z(xi+h)]^2$$

این رابطه در حقیقت بیانگر واریانس اختلاف بین دو مقدار (Z(x) و Z(x+h) میباشد. در عمل، رابطه فـوق بایـد از طریـق اطلاعات حاصل از نمونههای موجود تخمین زده شود. هر گاه فرض کنیم که در کل تعداد N زوج نمونه کـه بـه فاصـله h از یکدیگر واقعاند در دست باشد، با تقسیم نمودن طرفین معادله (۳) بر عدد دو رابطه زیر حاصل میشود:

((بابطه))
$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(xi) - Z(xi+h)]^2$$

در رابطه فوق $\hat{\gamma}(h)$ را سمی واریانس مینامند. در عمل این تابع مشخص نبوده و میبایستی بر اساس نمونه های موجود مقدار تجربی آن به دست آید. بنابراین به ازای مقادیر مختلف h باید مقادیری برای $\hat{\gamma}(h)$ به دست آورد. بدین ترتیب بایستی مدلی را با این مقادیر تجربی وفق داد. در عمل با رسم مقادیر سمی واریانس بر روی محور عمودی به ازای فواصل مختلف سعی می شود که بهترین مدل منطبق بر داده ها انتخاب و رسم شود. منحنی به دست آمده را در اصطلاح واریو گرام می نامند (Krige & Magri, 1982; Ellsbury *et al.*, 1998).

با افزایش فاصله h مقدار واریوگرام نیز به تدریج تا فاصله معینی زیاد شده از آن به بعد به حد ثابتی میرسـد کـه نـشانگر حد آستانه میباشد. در حقیقت در این فاصله مقدار سمیواریانس به مقدار واریانس مشاهدات نزدیک مـیشـود. بایـد توجـه داشت که تنها گروهی از مدلهای واریوگرام حاوی حد آستانه بوده (مانند مدلهای نمایی،کروی و گوسی) و دستهای دیگر مانند مدلهای خطی فاقد حد آستانه میباشند. بدین معنی که با افزایش فاصله h مقدار واریوگرام نیز افزوده شده اما بـه حـد ثابتی نخواهد رسید (Katherine, 2001; Journel & Huijbregts, 1978).

فاصلهای را که میزان سمیواریانس به حد ثابتی میرسد در اصطلاح دامنه تاثیر مینامند. به عبارت دیگر دامنه تاثیر فاصلهای است که در ماورای آن نمونهها بر هم تاثیری نداشته و آنها را میتوان مستقل از یکدیگر محسوب نمود.

چنین فاصلهای حد همبستگی خصوصیت مورد بررسی را مشخص ساخته و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصله نمونهبرداری ارائه می کند. اصولاً تابع واریو گرام باید به آهستگی و به طور منظم از مبدا مختصات افزایش یابد. لیکن مطالعات تجربی نشان داده است که اکثر واریو گرامها در فواصل خیلی کوتاه تغییرات ناگهانی و سریعی از خود بروز داده و بدین ترتیب مقدار سمی واریانس در مبدا صفر نبوده، واریو گرامها از مرکز مختصات محور سمی واریانس عبور نمی نمایند. این مقدار را در اصطلاح اثر ناگهانی و یا اثر قطعهای می نامند. اثر قطعهای ناشی از عواملی مانند تغییرات مشخصه مورد بررسی در فواصل کمتر از کوتاه ترین فاصله نمونهبرداری، خطاهای اندازه گیری و آزمایشگاهی و یا دیگر تغییرات غیر قابل پیش بینی می باشد (Goovaets, 1997).

از پارامترهای مدل انتخاب شده برای واریوگرام میتوان جهت تخمین مقدار بهینه خصوصیت مورد مطالعه بر اساس دادههای حاصل از نمونههای موجود استفاده نمود. چنین تخمین بهینهای را میتوان توسط مجموعه تخمینگرهای آماری، که اصطلاحاً کریجینگ' نامیده میشود، انجام داد (Katherine, 2001; Krige & Magri, 1982).

ب-۲- کریجینگ

اصولاً کریجینگ یک اسم تعمیمیافته برای کلیه روش های آماری تخمین و برآورد متغیرهای مکانی بوده و به عنوان یک تابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیعشده واقع در همسایگی نقطهای که میخواهیم تخمین بزنیم، شناخته میشود (Wright *et al.*, 2002; Goovaets, 1997).

(مرابطه ۵)
$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda i Z(x_i)$$

در این رابطه $\hat{Z}(x_0)$ مشخصه تخمینزده در نقطه در این رابطه Z(xi)، مقدار عددی مشخصه مورد بررسی در نقطه xi و i ا وزن آماری است که به نمونه (Z(xi) واقع در همسایگی نقطه x₀ اختصاص مییابد. در این رابطه N بیانگر تعداد مشاهداتی است که در همسایگی نقطهای که می خواهیم تخمین بزنیم قرار گرفته است. در حقیقت هدف از کریجینگ یافتن وزنهای آماری نمونهها به گونهای است که واریانس تخمین حداقل گردد. بدین ترتیب کریجینگ را میتوان روشی دانست که طی آن به مجموعه نمونهها به گونهای وزن آماری داده می شود که ترکیب خطی آنها نه تنها نااریب شود بلکه در بین سایر تخمین گرهای خطی حداقل واریانس را نیز داشته باشد(1982, Magri, 1982).

برای اینکه تخمین $\hat{Z}(x_0)$ نااریب باشد، مجموع ضرایب یا وزنهای آماری باید برابر واحد در نظر گرفته شود:

(رابطه ۶)
$$\sum_{i=1}^n \lambda i = 1$$

¹⁻ Kriging

از طرف دیگر به حداقل رساندن واریانس تخمین را که یک مسئله بهینهسازی است میتوان با استفاده از ضرایب لاگرانژ، µ و با در نظر گرفتن شرط نااریب بودن انجام داد. در نتیجه سیستم معادلات کرینجینگ را، که با استفاده از محاسبات ماتریسی حل میگردد، میتوان به شکل زیر نوشت:

(ارابطه V)
$$\sum_{j=1}^{n} \lambda i y(xi, xj) + \mu = y(xi, x.)$$

(۸) (م) (مابطه (۸)) $\sum_{i=1}^{n} \lambda i = 1$

در معادلات فوق (λy(xi,xj بیانگر سمیواریانس بین نمونهها (λy(xi,x₀ سمیواریانس بین نقطه تخمین و نمونههای واقع در همسایگی آن نقطه میباشد. دستگاه معادلات کریجینگ را میتوان به منظور برآورد نقطهای و یا برآورد قطعهای انجام داد (Wright *et al.*, 2002; Dent & Walton, 1999).

نتايج

خلاصه آماری دادههای درصد آسیب کرم میوهخوار خرما در سالهای مختلف در جدول ۲ آمده است. نتایج حاصل از این جدول و همچنین شکل منحنیهای فراوانی دادهها (شکل ۱) بیانگر توزیع دادهها با چولگی⁽ نه چندان زیاد و در جهت مثبت است، بهگونهای که مقدار میانگین درصد آسیب در سالهای مطالعه تقریباً برابر میانه می باشد و واریانس برای هر سه سال نسبت به مقدار میانگین زیاد نمی باشد. در نتیجه میزان انحراف از توزیع نرمال کم بوده و در تجزیه و تحلیل های بعدی، به ویژه محاسبه واریوگرام (Krige & Magri, 1982)، اثرات نامطلوبی برجای نخواهد گذاشت.

سال،های مطالعه	١٣٨٢	1848	1846
ميانگين	۲/۲۵	۲/۳۶	۲/۳۶
میانه	۲/•۹	۲/۴	۲/۴
واريانس	•/%	•/01	•/۵۶
حداقل	١/٢٣	۲/۱	١ /٣
حداكثر	۴/۷	۴/۵	۴/۶
چولگى	1/42	•/۶٩	•/&0

جدول۲- خلاصه آماری دادههای درصد آسیب کرم میوه خوار خرما طی سالهای۱۳۸۲-۱۳۸۴

مقایسه متوسط آسیب کرم میوهخوار خرما در سه سال نشانگر این نکته است که میزان فعالیت آفت و تراکم جمعیت آن در سه سال تقریباً یکسان میباشد. روند مشابهی برای تغییرات واریانس و مقدار ضریب تغییرات مشاهده میشود.

1- Skewness



شکل ۱- منحنی توزیع های فراوانی داده های درصد آسیب کرم میوه خوار خرما در سال های ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳(ب) و ۱۳۸۴ (ج)

به منظور پی بردن به چگونگی پراکنش مکانی داده ها، محل های نمونه برداری به صورت نقشه های نقط های در شکل ۲ نمایش داده شده است. در این نقشه از آنجا که در سیستم ژئواستاتیستیک شبکه بندی بر اساس فواصل مکانی متغیرها از یکدیگر و از یک نقطه مرجع می باشد، شمال شرقی ترین نقطه مورد مطالعه (واقع در منطقه شوش) را به عنوان مبدا در نظر گرفته و طول از مبدا و عرض از مبدا کلیه نقاط مورد مطالعه نسبت به آن سنجیده شد. این نقشه تصویر روشنی از چگونگی پراکنش مقادیر آسیب کرم میوه خوار خرما در منطقه مطالعاتی می باشد. همان طور که ملاحظه می شود بیشترین مقادیر آسیب کرم میوه خوار خرما در مناطق جنوب غربی و به موازات رودخانه های بزرگ کارون و اروند کنار یعنی در نواحی خرماخیز آبادان، خرمشهر و شادگان که جزء اراضی پست استان می باشد، واقع گردیده است. درحالی که نواحی شمالی که به تدریج به نواحی سردسیر و کوهستانی در مجاورت استان های لرستان و چهار محال بختیاری نزدیک می شوند و از طرفی سطح زیر کشت خرما نیز در آن ها کمتر می باشد، دارای کمترین آسیب ناشی از کرم میوه خوار خرما می بانگر ایس واقعیت است که مقادیر آسیب کرم میوه خوار خرما در استان همی باشد، واقع گردیده است. درحالی که نواحی شمالی که به تدریج به نواحی سردسیر و کوهستانی در مجاورت استان های لرستان و چهار محال بختیاری نزدیک می شوند و از طرفی سطح زیر است که مقادیر آسیب کرم میوه خوار خرما در ارتباط مستقیم با خصوصیات اقلیمی منطقه مورد مطالعه از جمله خصوصیات آس و هوایی، وجود رودخانه ها و چگونگی پراکنش سطح زیر کشت خرما در مناطق مختلف مورد مطالعه می باشد.



شکل ۲- نقشه پراکنش دادههای آسیب کرم میوهخوار خرما در سالهای ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

بنابراین هنوز می توان شاهد تغییرات و نوسانات شدید آسیب کرم میوه خوار خرما در داخل هر کدام از واحدهای فیزیوگرافی منطقهای بود که ناشی از عوامل مختلفی نظیر تنوع حساسیت ارقام کاشته شده و نوع مدیریت باغی و گیاهپزشکی در نخلستانهای هر واحد می باشد.

به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی دادههای آسیب کرم میوهخوارخرما واریوگرامهای داده ها به حالتهای خطی، خطی تا سیل، نمایی، کروی و گوسی بررسی شد. شکل ۳ واریوگرامهای دادههای سه سال مطالعه به همراه مدلهای نظری برازش داده شده را نشان می دهد. نتایج حاکی از آن است که واریوگرامهای مربوطه به طور ایده آل با مدل نمایی سازگاری دارند. پارامترهای مربوط به مدل ترجیحی در جدول ۳ نشان داده شده است. مطالعه این واریوگرامها در سطح منطقه به گونهای است که نشانگر وجود یک روند^۱ قوی در دو مقیاس منطقه ای و محلی می باشد.

در تمام واریوگرامها میزان اثر قطعهای تقریباً یکسان و حدود ۶۰ درصد آستانه را تشکیل میدهد. این امر نشان میدهد که تغییرات آسیب کرم میوهخوار در فواصلی معادل فواصل نمونهبرداری انتخاب شده و یا کمتر بروز مینماید. کم بودن نسبت اثر قطعهای به حد آستانه، باعث افزایش دقت برآورد آماری توسط کریجینگ میشود (Southwood, 1975). واریوگرامها دارای دامنه از ۲۲۸ تا ۳۵۵ هستند که به طور وضوح الگوی پراکنش جغرافیایی پراکنش کرم میوهخوار را در واحدهای منطقهای نشان میدهد. در حقیقیت دامنه واریوگرامهای هر سه سال منطبق بر متوسط فاصلهای است که آسیب در واحدهای نمونهبرداری به طور متناوب در سطح منطقه تغییر مینمایند. بهطور کلی شباهت عمومی واریوگرامها با یکدیگر بیانگر یکسان بودن ساختار

¹⁻ Trend



مکانی پراکنش کرم میوهخوار خرما در استان خوزستان می باشد. به عبارت دیگر، فرآیندهای اکولوژیکی که منجر به شکل گیری دامنه پراکنش جمعیتهای این آفت شده است، می تواند در سالهای مختلف یکسان قلمداد شود.

شکل۳- منحنی های مدل های واریو گرافی برازش داده شده برای داده های آسیب کرم میوه خوار خرما ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

بهمنظور تهیه نقشههای پراکنش کرم میوهخوار خرما در سالهای مختلف، از روش کریجینگ جهت تخمین در سطح منظقه مطالعاتی استفاده شد. بدین ترتیب برای تخمین مقدار آسیب کرم میوه خوار در قطعهای که نمونهبرداری نشده است از دادههای بهدست آمده در همسایگی قطعه مورد نظر استفاده گردید. شکل۴ نقشههای حاصل از آسیب کرم میوه خوار خرما را برای سه سال مختلف نشان میدهد.

دامنه تأثير	حدآستانه	اثر قطعهای	مدل	سال
۲۳۹/۵	١/• ٤٧	• /۵۲	نمایی	١٣٨٢
Y Y A/Y	•/٨۵۵	• / 4٣	نمایی	1848
304/1	1/107	•/*V	نمايى	1774

جدول۳- ضرایب مدلهای برازش داده شده بر واریوگرامهای آسیب کرم میوهخوار خرما در سالهای مختلف در استان خوزستان



شکل۴- نقشه های کریجینگ آسیب کرم میوه خوار خرما در سال های ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

تغییرات تدریجی و پیوسته آسیب کرم میوهخوار خرما در سطح منطقه به خوبی توسط نقشههای کریجینگ نشان داده شده است. اراضی دارای آسیب زیاد عمدتاً در مناطق پیوسته کشت نخیلات در نواحی جنوب غربی در مجاورت رودخانه های دایمی استان واقع شدهاند. از سوی دیگر، مناطق دارای آسیب کم، غالباً در نواحی مجاورت نواحی کوهستانی با ارتفاع زیاد قرار گرفتهاند. مقایسه نقشههای کریجینگ برای سالهای مختلف مطالعه گویای این واقعیت است که میزان آسیب کرم میوه خوار خرما در مناطق اصلی کاشت خرما در استان تعزیر چندانی نشان نمی دهد.

با توجه به نقشههای کریجینگ بهدست آمده برای برنامهریزی مدیریت مبارزه با کرم میوهخوار خرما چهار گروه منطقـهای آلودگی^۱ میتوان در نظر گرفت که شامل گروههای زیر میباشند:

– گروه اول که شامل مناطق کمخطر میباشند. در این گروه منطقهای درجه آلودگی بین ۱/۵ تا ۲ متغیر میباشـد. در ایـن منطقه نیاز به مبارزه شیمیایی فقط در مواقع ضروری وجود دارد و استفاده از روشهای بهزراعی میتواند درجه آسیب آفت را تا حد چشمگیری کاهش دهد.

– گروه دوم که شامل مناطق با خطر متوسط میباشند. در این گروه منطقهای، درجه آلودگی بین ۲ تا ۲/۷ متغیر می باشـد. در این منطقه نیاز به مبارزه شیمیایی در سال.های مختلف وجود دارد.

1- Pathosystem

– گروه سوم که شامل مناطق با خطر زیاد میباشد. در این گروه منطقهای درجه آلودگی بین ۲/۷ تا ۳/۷ متغیر میباشـد. در این منطقه برای کنترل آفت مبارزه شیمیایی چندین نوبت در سال ضرورت دارد.

- گروه چهارم که شامل کانونهای اصلی آلودگی کرم میوهخوار خرما در استان خوزستان میباشد. در ایس گروه درجـه آلودگی بین ۳/۷ تا ۴/۲ متغیر میباشد. مهار آفت در این منطقه در ابتدای فصل برای جلوگیری از دامنه انتشار و کاهش شـدت آلودگی سایر مناطق از اهمیت خاصی برخوردار است. تنظیم دقیق برنامه ردیابی و پیشآگاهی آفت در ایـن منطقـه از اهمیـت خاصی برخوردار است.

به کمک نقشههای کریجینگ بهدست آمده می توان پراکنش و توزیع تشابه بین مناطق مختلف را نشان داد. از نظر عملی یک کاربر خواهان کمترین خطا بوده و در حقیقت میزان خطاهای نقشه نشاندهنده درجه قابلیت اعتماد آن می باشد (Story & Congalton, 1994). براساس محاسبات کریجینگ انجام شده قابلیت اعتبار و اتکای نقشههای کریجینگ به-دست آمده در نشان دادن طبقات مختلف آسیب کرم میوه خوار خرما در سالهای مطالعه از ۷۵ تا ۸۳ درصد تغییر می کند. تفسیر عملی این نتایج بدین گونه است که احتمال متعلق بودن نقاط تخمین زده شده آسیب کرم میوه خوار به کلاس های مزبور واقع در طبیعت در روش کریجینگ از دیدگاه کاربردی از ارزش کافی برای تصمیم گیری بر خوردار است. این امر را می توان ناشی از اثرات پیرایشی ^۲ مناسب در روش کریجینگ دانست. از سوی دیگر، با توجه به ماهیت کمی این گونه نقشهها، از آنها می توان به عنوان لایههای مختلف اطلاعاتی در سیستمهای اطلاعات جغرافیایی ^۲، جهت تجزیه و تحلیل های کمی بهره جرست (Story & Congalton, 1994).

نظیر چنین مطالعهای در رابطه با آفات خرما در شرایط داخل یا خارج کشور انجام نشده است تا بتوان مقایسه در آن زمینه انجام داد. اما مطالعاتی که در رابطه با سایر آفات از جمله شته گندم (Bem.: Aphididae) (Hem.: Aphididae) (Virginia (Strinia nubilalis Hübner (Lep.: Crambidae) و ساقه خوار اروپایی ذرت، (Winder *et al.*, 1999) (Wright *et al.*, 2002) (Wright *et al.*, 2002)

منابع بهداد، ۱. ۱۳۷۶. آفات درختان میوه ایران. انتشارات یادبود. اصفهان. ۸۲۶ صفحه. قریب، ع. ۱۳۷۰ . آفات مهم درختان خرما. سازمان ترویج کشاورزی، ۴۱ صفحه. لطیفیان، م. ۱۳۷۹ . بیواکولوژی آفات خرما. موسسه تحقیقات خرما و میوههای گرمسیری. ۲۴ صفحه. لطیفیان، م. ۱۳۸۰ . بررسی اهمیت کنه تارتن خرما به کمک مدل نمونهبرداری پیاپی در استان خوزستان. موسسه تحقیقات خرما و میوههای گرمسیری. ۱۰ صفحه.

Dent, D. R. and Walton. M. P. 1999. Methods in ecological & Agricultural Entomology. CAB international. 387pp.

Dowson, V. H. W. 1982. Date production and protection. Food and Agriculture organization of the United Nations, Room, FAO. Plant production and protection paper, 35: 1-294.

Ellsbury, M. M., Woodson, W. D., Clay, S. A., Malo, D., Schumacher, J., Clay, D. E. and Carlson, C. G. 1998. Geostatistical characterization of spatial distribution. Environmental Entomology, 27(4): 910-917.

Goovaets, p. 1997. Geostatictics for Natural Resources Evaluation. Oxford University presses. 512pp. Journel, A. G. and Huijbregts, C. J. 1978. Mining Geostatistics. Academic press. Inc. 599pp.

Katherine. A. R. 2001. Geostatistic using SAS software. Own analytic inc. Deep. River, CT. 6pp.

¹⁻ Smoothing effect

²⁻ Geographical Information System(GIS)

- Krige, D. G. and Magri, E. J. 1982. Studies of the effects of outliers and data transformation on variogram estimates for a base metal and a gold ore body. Mathematical Geology, 14: 557-567.
- Liebhold, A. M., Zhang, X., Hohn, M. E., Elkinton, J. S., Ticehurst, M., Benzon, C. L. and Campbell, R.
 W. 1991. Geostatistical analysis of Gypsy moth (Lepidoptera: Lymantridae) egg mass population. Environmental Entomology, 20(5): 1407-1417.
- Srividya, A., Michael, E., Palaniyandi, M., Pani, S. P. and Das, P. K. 2002. A Geostatistical analysis of geographic distribution of Lymphatic filariasis prevalence in southern India. American Journal of Tropical Medicine and Hygiene, 67 (5): 480-489.

Southwood, T. R. L. 1975. Ecological method. Chapman and Hall, Newyork. 391pp.

- Story, M. and Congalton, R. G. 1994. Accuracy assessment: A user's perspective: L. K. Fenestermaleer (Editor). Remote sensing thematic assessment. American society for photogrammetry and remote sensing, pp: 257-259.
- Winder, L., Perry, J. N. and Holland, J. M. 1999. The spatial and temporal distribution of the grain aphid *Sitobion avenae* in winter wheat. Entomologia Experimentalis et Applicata, 93: 277-290.
- Wright. R. J., Devries, T. A., Young, L. J., Jarvi, K. J. and Seymout, R. C. 2002. Geostatistical analysis of small-scale distribution of european corn borer (Lepidoptera: Crambidae) larvae and damage in whorl stage corn. Environmental Entomology, 31(11): 160-167.

Journal of Entomological Research

Volume 1, Issue 1, pages: 43-55

Study of the Lesser moth *Batrachedra amydraula* (Lep.: Batrachedridae) distribution based on geostatistical models in Khuzestan province

M. Latifian^{*1}, E. Soleyman-Nejadian²

1- Date Palm and Tropical Fruits Research Institute, Ahwaz, Iran 2- Plant Protection Department, Agricultural faculty, Shahid Chamran University, Ahwaz, Iran

Abstract

Batrachedra amydraula (Ba) is one of the most important date pests in Khuzestane province. In this research cluster sampling method was carried out for studying the geostatistical models of its distribution during 2002-2005. Sites of sampling (including 65 plots) were distributed from 25.59 to 32.08 geographical longitudes and 48.8 to 50.1 geographical latitude in Khuzestane province. Variography of distributions on different sites were studied based on Spherical, Exponential, Linear, Linear to sill and Gaussian models and their Kriging maps were drawn. Results showed that the best model for the pest was Exponential. Nuggets were 0.52, 0.43 and 0.47 for three years, respectively. These results showed that bias of the pest damage estimation was low at the distances less than whithin sampling space. Effective ranges of variograms were 239.5, 228.2 and 354.8 kilometers for three years respectively. The data indicate that the mean damages of the pest are not correlated at more than these distances. Sill of models were 1.047, 0.855 and 1.152 for three years respectively which indicated that the population distribution in the region. Results of this research confirmed that the geostatistic method was a precise sample and low cost for evaluating the pest damage in integrated pest management.

Key words: Date palm, Lesser moth, Geographical distribution, Geostatistc, Khuzestan

^{*} Corresponding Author, E-mail: Masoudlatifian@yahoo.com Received: 3 February 2009 - Accepted: 14 April 2009